



Munich Personal RePEc Archive

Estimation of Bank Al-Maghrib Reaction Function

lahlou, kamal

Université Mohammed V- Agdal, Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales Rabat

2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98018/>

MPRA Paper No. 98018, posted 18 Jan 2020 08:21 UTC

Essai d'estimation de la fonction de réaction de Bank Al-Maghrib

Kamal LAHLOU¹

Résumé : L'objectif du présent travail est l'estimation d'une fonction de réaction pour Bank Al-Maghrib. Plusieurs spécifications ont été testées pour retenir en fin de compte une règle dynamique forward-looking estimée par la méthode des moments généralisés et prenant en considération l'inflation importée.

Mots-clefs : politique monétaire, règle de Taylor, fonction de réaction, Bank Al-Maghrib.

Classification JEL: E 52, E 58

Abstract: The objective of this paper is the estimation of the Cenral Bank of Morocco reaction function. Several specifications were tested to finaly retain a dynamic forwad looking rule estimated by the method of generalized moments and considering imported inflation.

Keywords: monetary policy, Taylor rule, reaction function, Bank Al-Maghrib.

JEL Classification : E 52, E 58.

¹ kamalahlou@gmail.com, Department of Economics, University Mohammed V, Rabat-Agdal Morocco.

Introduction

La politique monétaire est-elle plus efficace quand elle obéit à des règles ou lorsqu'elle est essentiellement discrétionnaire ? Cette controverse a longuement occupé les débats entre les partisans d'un mode de régulation basé sur l'expertise des banquiers centraux et ceux qui préconisent un recours à des codes de conduites stricts et préalablement définis.

Historiquement, la balance n'a jamais clairement penché en faveur d'un courant ou de l'autre. En effet, le premier régime « Bretton Woods » traçant un véritable cadre pratique à la politique monétaire a été constitué sur la base d'une règle rigoureuse « l'étalon or ». Toutefois, après sa disparition dans les années 70 et en l'absence d'une alternative du même calibre, la discrétion a dès lors constituée la norme.

Le second souffle qui a permis aux règles de s'installer sur les devants de la scène, émane certainement des mutations qu'a connu la politique monétaire, passant d'une régulation quantitative à un système de gestion indirecte, et fonctionnant grâce aux mécanismes du marché. Aussitôt, la politique discrétionnaire a fait l'objet de multiples critiques :

- Les travaux de Barro et Gordon (1983)² ont démontré que dans un régime de politique discrétionnaire, les autorités monétaires sont toujours soupçonnées par les agents économiques de vouloir faire de l'inflation surprise entachant par là leur crédibilité.
- La politique monétaire est mise en œuvre dans des conditions marquées par l'incertitude. Ses effets sont produits avec plus ou moins de décalage dans le temps, par conséquent, ses externalités sont influencées par des anticipations qui sont souvent difficiles à prévoir. Ainsi, la démarche la plus logique consiste à éviter que la politique monétaire n'augmente les incertitudes, autrement dit, considérer que la prévisibilité de cette dernière doit contribuer à compenser les aléas de l'environnement économique.
- Les politiques discrétionnaires reposaient sur le principe de la gestion active de la demande. De ce fait, il était normal de considérer que les objectifs de croissance et d'emploi sont en contradiction avec l'objectif de stabilité des prix et qu'un arbitrage constant devait s'opérer entre les deux. Cependant, la politique monétaire s'est révélée inapte à résoudre le double problème de l'inflation et du chômage. Remettant ainsi en cause le principe de la gestion

² R. Barro et D. Gordon: « rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », national bureau of economic research, Working Paper n° 1079 février 1983. Page n° 8.

discrétionnaire de la demande. De plus, un consensus a émergé sur l'existence d'un dilemme à court terme entre la croissance et l'inflation, privilégiant par là un recours aux règles puisque la discrétion ne se justifie plus.

Dans ce contexte, un vaste courant de recherche s'est développé, ayant pour objectif la conception de règles capables de minimiser au maximum le recours à la discrétion. Imprégné par ce mouvement, J. Taylor (1993) a développé une équation simple, reliant la conduite de la politique monétaire de la Fed à deux variables de base qui sont l'inflation courante et l'écart de production. Ainsi, des années après l'apparition de ce travail précurseur et malgré les critiques qui lui ont été adressées, l'idée de base a survécu sous forme de fonctions de réactions qui ne prétendent pas fournir une norme de conduite, mais plutôt, une description de la manière avec laquelle la banque centrale a réagi aux fluctuations de certaines variables économiques clefs, au cours d'une période donnée.

Parallèlement, la mise en œuvre de la politique monétaire au Maroc n'a pas échappé aux grandes reforms réalisées à partir des années 1990. En effet, Bank Al-Maghrib a bénéficié d'un nouveau cadre opérationnel (1995) et institutionnel (2006) lui conférant des outils de régulation plus moderne et une indépendance vis-à-vis du Ministère des finances. Dans ce contexte, il semblerait opportun d'évaluer la politique monétaire à travers une fonction de réaction. Ceci permettra, infine, de sélectionner l'équation la plus adaptée et d'en tirer les enseignements qui en découlent.

A cet égard, l'article est structuré de la façon suivante : Le premier point revient sur la littérature relative à la règle Taylor (1993). Le second point propose une lecture des travaux empiriques sur la question et prépare le terrain à l'estimation de la fonction de réaction de la banque centrale marocaine qui fera l'objet du troisième point.

1 - La règle de Taylor (1993) : présentation, apports et limites.

1.1 Présentation :

En 1993, J. Taylor³ présente une règle simple, hypothétique, représentant assez fidèlement la politique monétaire de la FED de 1987 à 1992, dans cette règle, il a essayé de relier mécaniquement le taux d'intérêt à court terme -contrôlé par la banque centrale- à l'inflation et à l'écart de production :

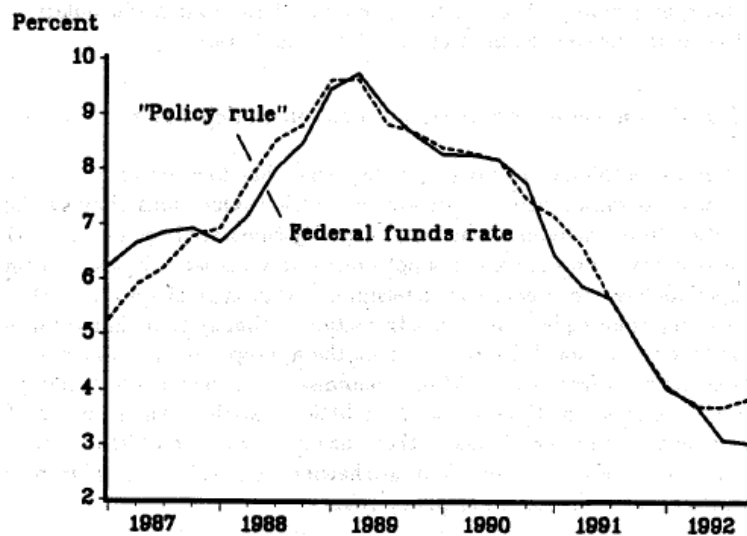
$$i = 2 + \pi + 0.5y + 0.5(\pi - 2), \quad (1)$$

avec i : le taux des fonds fédéraux (Federal funds rate), 2% (à gauche de l'équation) le taux d'intérêt réel ou taux neutre qui est aussi équivalent au taux de croissance potentiel de l'économie américaine de 1984 à 1992, π le taux d'inflation des 4 derniers trimestres, 2% (à droite de l'équation) la cible d'inflation déclarée par la FED et y écart de production (output gap) calculé par le différentiel entre le PIB réel par rapport au PIB potentiel.

Le coefficient 0.5 présent dans l'équation affectant à la fois l'écart à la cible d'inflation, et l'écart de production, a été déterminé dans un premier temps suite à un ensemble de simulations réalisées sur un modèle macroéconomique de l'économie américaine, l'idée de base était de trouver un couple de paramètre permettant de stabiliser l'inflation au niveau désiré (2%), tout en maintenant le PIB réel à un niveau proche du PIB potentiel. Toutefois, à cause du dilemme classique opposant inflation et croissance, il paraît toujours facile de diminuer la volatilité du PIB mais au prix d'une inflation plus forte. Dans ce contexte, Taylor (1993) a finalement choisi ces paramètres parmi un ensemble d'autres paramètres optimaux comme étant ceux qui correspondent le mieux au comportement de la FED.

³ J. Taylor: « discretion versus policy rules in practice » Carnegie-Rochester conference series on public policy, (1993).

Graphique n°1 : Taux de la FED et taux de la règle Taylor.



Source: J. Taylor: « discretion versus policy rules in practice » page n°204.

Ainsi, Taylor (1993) a conçu d'une part, une règle utile pour la détermination des politiques ultérieures, car elle exige une hausse du taux des fonds fédéraux quand le niveau de l'inflation observée dépasse le niveau désiré, ou en cas de surchauffe économique, c'est-à-dire quand le PIB effectif est supérieur au potentiel de l'économie. D'autre part, cette équation permet à la FED de joindre ces deux objectifs, celui de long terme grâce à la stabilisation de l'inflation, et l'objectif de court terme qui vise le maintien d'une croissance économique soutenue.

1.2 Les limites de la règle de Taylor :

Dès la publication de ce travail, cette règle a connu un immense succès qui a fait d'elle une référence dans le domaine, toutefois, elle a suscité aussi beaucoup de critiques concernant sa valeur rétrospective qui dépasse son utilité opérationnelle :

➤ *Le problème du choix des coefficients :*

Le choix des coefficients (0.5) attribués à l'inflation par rapport à sa cible et à l'écart de production est contestable. En effet, ces paramètres peuvent ne pas retracer la politique monétaire de toutes les banques centrales, d'où l'intérêt d'estimer ces coefficients par des modèles économétriques.

➤ ***Incidences du choix du mode de calcul du PIB potentiel sur les résultats :***

La production potentielle d'une économie⁴ est la production maximale qui peut être réalisée de façon durable sans créer de tensions inflationnistes (Maxi « 1997 », Serres et Al. « 1995 ») donc, elle ne représente pas la production la plus élevée mais plutôt celle qui est réalisable lorsque les facteurs sont utilisés de manière optimale, c'est-à-dire, avec un taux de chômage naturel⁵ ou d'équilibre.

Cette variable est inobservable dans l'économie car elle est obtenue par le biais d'une estimation, néanmoins, grâce au nombre important de travaux qui ont traité ce sujet, le choix est très large en termes de méthodes, les plus connues sont le filtre HP (Hodrick et Prescott), les filtres multivariés (Laxton et Tetlow « 1992 »), le filtre de Kalman, les fonctions de production et enfin les vecteurs autorégressifs structurels (SVAR).

Une fois la production potentielle estimée, l'écart de production (output gap) est obtenu grâce à la différence entre la production réelle observée et la production potentielle. Cet écart représente un indicateur précieux pour la mise en œuvre de la politique monétaire. En effet, quand il est positif, cela signifie que la production effective dépasse le potentiel de l'économie, dès lors, les tensions inflationnistes vont commencer à se faire sentir, mais quand il prend un signe négatif, il envoie un message de pressions déflationnistes puisque la production effective s'éloigne de son potentiel.

Ainsi, l'importance de cet indicateur dans l'équation de Taylor (1993) munie de l'absence d'une méthode unique pour le calculer, rendent les résultats de cette fonction très sensible au choix de la technique utilisée pour son estimation.

➤ ***Le taux d'intérêt réel d'équilibre :***

Le taux d'intérêt réel d'équilibre (neutre) peut être défini de deux façons :

- C'est le taux d'intérêt compatible avec une croissance économique de long terme car à l'équilibre il est égal au taux de croissance potentiel⁶.
- Ce taux (r^*) correspond à l'intersection de la droite IS⁷ dans l'état normal de l'économie avec la droite verticale (y^*)⁸. Cette relation ne peut être envisagée qu'à

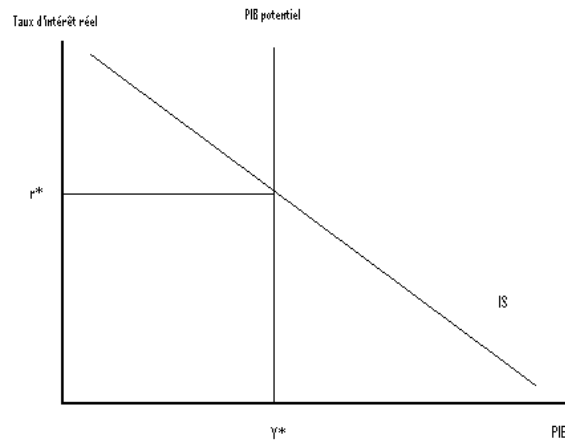
⁴ C. St-Arnaud : « Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel pour le Royaume-Uni document » document de travail 2004-46, banque du Canada. Page n°1.

⁵ Milton Friedman définit ce taux comme correspondant au taux vers lequel l'économie tend à long terme.

⁶ F. Montagné : « Les indicateurs de la politique monétaire », Diagnostics prévisions et analyses économique n° 75 Juin 2005. Page n° 3.

long terme où l'économie s'est complètement ajustée aux chocs et se trouve dans son état régulier, c'est-à-dire, au niveau de plein emploi et avec un taux d'inflation égal à l'objectif de la banque centrale⁹.

Graphique n°2 : Détermination du taux naturel



Source : C. Bordes : « la politique monétaire » page°59.

Quant à la méthode requise pour le calculer, généralement on l'obtient grâce à la moyenne du taux de croissance potentiel de l'économie (à l'instar de J Taylor « 1993 »), néanmoins, les convergences concernant la technique d'estimation de ce dernier font qu'on peut avoir plusieurs taux d'intérêt réel d'équilibre pour une seule économie lorsqu'on change de procédé d'estimation de la production potentielle.

➤ **La disponibilité des variables :**

L'équation de Taylor dépend uniquement des informations disponibles à la date t (Backward looking rule). Cette formulation pose aux banques centrales un problème de passivité temporaire vis-à-vis de l'inflation car d'un côté, elles sont dans l'obligation de patienter pendant un certain délai (un mois) afin d'obtenir les statistiques relatives à l'inflation et au PIB. D'un autre côté, les délais de transmission de la politique monétaire ont généralement besoin d'un certain temps pour arriver à maturité.

⁷ Valeur désirée de la demande globale et ses différents déterminants.

⁸ Niveau d'exploitation optimal des facteurs de production.

⁹ C. Bordes: « la politique monétaire », Éditions la découverte, Paris 2007. Page n° 58.

➤ *Le lissage du taux d'intérêt :*

Une étude menée par Clarida, Gali et Gertler (1996)¹⁰ a démontrée que la FED a tendance à lisser son taux d'intérêt afin de diffuser crédibilité et assurance, d'autant plus qu'elle évite par la même occasion de tomber dans le piège des changements brusques et radicaux qui plongent l'économie dans un climat d'incertitude et de perte de confiance, malheureusement, ce paramètre fort important a été omis par la règle de Taylor (1993).

➤ *L'inflation importée :*

Dans un contexte d'économies de plus en plus ouvertes et de marchés financiers plus libéralisés que jamais, les banques centrales sont obligées de faire face au phénomène de l'inflation importée, car la variation des prix des biens étrangers se fait sentir aussi au niveau local, d'où la nécessité pour les instituts d'émission de disposer d'une règle capable de capter ce phénomène et d'y apporter des réponses, ce qui n'est pas le cas encore une fois de la règle de Taylor.

Ainsi, ces différentes critiques ont démontré les limites de la qualité positive qui était associée à cette règle, toutefois, elles ont renforcé son attrait descriptif de la politique postérieure grâce aux améliorations qui lui ont été apportées (estimation des paramètres, coefficient de lissage, inflation anticipée...), désormais, on ne parle plus d'une règle active (instrumental rule) délivrant à la banque centrale une norme de conduite, mais plutôt, de fonction de réaction dont la tâche principale est de décrire comment l'institut d'émission s'est comporté durant une période bien déterminée, en guise de réaction aux fluctuations de certaines variables clefs, qui sont toujours l'inflation courante ou anticipée, l'écart de production, taux de change, prix à l'importation des matières premières, surliquidité bancaire... Dans ce sens, la section qui va suivre mettra la lumière sur des travaux traitant des fonctions de réaction de quelques banques centrales afin d'avoir une idée sur cette nouvelle approche dérivée du travail initial de Taylor (1993), les procédures d'estimation, les variables retenues dans les différentes spécifications, ainsi que les résultats obtenus.

¹⁰ R. Clarida J. Galí et M. Gertler: « Monetary policy rules in practice: some international evidence », European Economic Review n° 42, 1998, Page n°1033.

2- Revue de littérature empirique :

➤ L'estimation d'une fonction de réaction pour la BCE.

L'estimation d'une fonction de réaction pour la banque centrale européenne (BCE) a suscité l'intérêt de beaucoup de chercheurs. Toutefois, la jeunesse de cette institution qui n'a commencé à exercer ces fonctions qu'à partir de 1999 pose un obstacle de taille car le nombre limité d'observations concernant le taux directeur de la BCE ne permet pas de produire un travail d'envergure. Dès lors, deux solutions ont été proposées pour résoudre cet embarras de recul historique :

Clarida, Al. (1998)¹¹, **Bernank, Mihov** (1997)¹² : ces auteurs ont proposé une méthode très simple pour surmonter cette difficulté, leur solution prescrit l'estimation d'une fonction de réaction de la Deutsch Bundesbank sur une période qui précède 1999 afin de l'utiliser comme référence pour évaluer la politique monétaire mise en œuvre par la BCE après cette date. Adhérant à cette démarche, **Faust et Al.** (2001)¹³ ont conclu que le taux pratiqué par la BCE est inférieur au taux que la banque centrale allemande aurait choisi, la justification de ce constat émane du poids qu'accorde l'autorité monétaire européenne à l'écart de production qui semble être plus important que celui qu'aurait appliqué son homologue allemande : 0.18 pour l'output gap et 1.31 pour l'écart entre l'inflation et sa cible (2%).

Quant à la deuxième solution, elle consiste à estimer une fonction de réaction pour une BCE fictive, grâce à la reconstitution des données qui précèdent 1999, en se basant sur l'hypothèse d'homogénéité du comportement des instituts d'émission des pays fondateurs, abstraction faite des crises dont le mécanisme de change européen a souffert jusqu'au milieu des années 1990. Dans ce sens, **Verdelhan** (1999)¹⁴ a estimé une fonction de réaction portant sur la période 1979-1998. En usant de données trimestrielles concernant le taux d'inflation courante, l'écart de production et le taux d'intérêt retardé d'une période (pour exprimer le lissage), les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sont un coefficient de 0.3 pour l'écart entre l'inflation courante et sa cible (2%), quant au coefficient de lissage il est de l'ordre de 0.76, le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit de cette fonction est 1.4%.

¹¹ J.S Mésonnier et J.P Renne : « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro » octobre 2004, page n°5

¹² Idem.

¹³ J. Faust et Al: « An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n°705. 2001.

¹⁴ A. Verdelhan: « Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », Bulletin de la Banque de France n° 61, janvier 1999.

Ces deux études peuvent être considérées comme faisant partie de la première génération de recherche qui utilisait l'estimateur MCO et l'inflation courante. Or l'usage de cette dernière, pose le problème de la passivité temporaire déjà soulevé dans la section précédente, d'où son remplacement par l'inflation anticipée afin de combler cette lacune ce qui a posé un autre problème, car l'équation permettant d'avoir l'inflation anticipée intègre parmi ses composantes l'écart de production et l'inflation courante, ce qui engendre des autocréations dans les modèles à cause de l'endogénéité de cette variable. Ainsi, pour surmonter cette difficulté d'ordre technique, la méthode des moments généralisés MMG (Hansen [1982]) est devenue un estimateur de premier choix.

Ainsi, **Mesonier et Renne**¹⁵ (2004) ont bénéficié dans leur travail de 5ans de recul par rapport à la création de la BCE. Ainsi, ils ont obtenu deux fonctions en suivant deux méthodes. La première s'est basée sur l'hypothèse de la stationnarité des variables, d'où son estimation par la MMG (Hansen [1982]) puisqu'elle intègre l'inflation anticipée parmi ces composantes qui sont entre autres : l'output gap estimé par le filtre de Kalman et le coefficient de lissage du taux directeur de la BCE. La deuxième règle a été déduite par la cointégration (Granger [1986], Johanssen [1988]), car les deux auteurs ont considéré que les variables peuvent représenter aussi un comportement non stationnaire. Toutefois, les résultats étaient très proches car dans les deux cas ils ont obtenu des coefficients identiques à ceux de Taylor (1993).

➤ **L'estimation d'une fonction de réaction pour la FED.**

L'estimation d'une fonction de réaction pour la FED vise l'amélioration de la règle initiale de Taylor (1993) par l'introduction des variables supplémentaires déjà citées. Cependant, cette démarche n'est pas saluée unanimement par tous les chercheurs américains car **Levin et Ai**¹⁶ (1999) ont démontré sur des données trimestrielles 1980-1996 que l'équation de Taylor (1993) semble toujours d'actualité. Selon eux, elle offre un outil fiable pour la détermination du taux des fond fédéraux et vont même jusqu'à critiquer les fonctions de réaction complexes dont la robustesse fait défaut.

¹⁵ J.S Mésonnier et J.P Renne : « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro » octobre 2004.

¹⁶ K. Tenou: « la règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCO », note d'information et statistique, union monétaire ouest africain, n°523 mars 2002. Page n° 8.

Jud et Rudebush (1998)¹⁷ ne partagent pas cet avis, car ils ont estimé cette fonction pour le compte de la FED sur données trimestrielles séparant la période 1970-1997 où ils ont tenté d'expliquer les fluctuations du taux des fonds fédéraux par l'écart entre l'inflation courante et sa cible (2%), l'output gap approximé par le logarithme du déflateur du PIB réel, et le coefficient de lissage. Cet article comporte aussi une originalité assez marquante, car les auteurs ont divisé la durée de l'étude en trois segments où chaque partie correspond à un gouverneur de la FED :

- Le mandat de Burns 1970-1978 : sous le règne de ce gouverneur, la fonction de réaction a démontré que la FED visait la stabilité des prix 1.68 plus que le maintien d'une croissance soutenue 0.56, avec un coefficient de lissage relativement faible, ce qui explique que les taux étaient plus ou moins volatiles.
- Le mandat de Volcker 1979-1987 : cette période s'inscrit dans la continuité, car la maîtrise de l'inflation a demeuré une priorité 2.04 et l'attrait accordé à la croissance perd du terrain 0.36. Quant au coefficient de lissage du taux des fonds fédéraux il devient presque nul -0.08.
- Le mandat de Greenspan 1987-1997 : la politique monétaire durant cette décennie ne fait pas figure d'exception selon les résultats de la fonction de réaction, la FED a continué à favoriser la stabilité des prix 1.21 par rapport au soutien de la croissance 0.27, néanmoins, des efforts ont été fait en matière de signes adressés à l'économie en stabilisant le taux directeur ce qui s'est reflété sur le coefficient de lissage 0.43.

Florens, Jondeau et Le bihan (2001)¹⁸ : cette étude correspond à la nouvelle vague de recherche visant à estimer une fonction de réaction Forward looking par l'inclusion de l'inflation anticipée parmi ses déterminants, ainsi grâce à la méthode des moments généralisés(Hansen [1982]) et à partir de données trimestrielles 1979-1998 ils ont estimé plusieurs équations qui ont toutes accordé une importance à l'écart entre la hausse des prix anticipée par rapport à la cible 1.9 vis-à-vis de l'écart de production 0.14 seulement, quant au coefficient de lissage, il est de l'ordre de 0.8.

¹⁷ J.P. Judd et G.D. Rudebusch: « Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997 », FRBSF Economic Review, n°3, 1998.

¹⁸ C. Florens, E. Jondeau et H. Le Bihan : « Assessing GMM estimates of the federal reserve reaction function », notes d'études et de recherche, direction des études économiques et de la recherche. Mars 2001.

➤ L'estimation de la fonction de réaction des banques centrales Africaines.

Les études portant sur l'estimation de la fonction de réaction concernant les pays d'Afrique du nord ou d'Afrique subsaharienne sont très rares, car à l'issue des recherches, seulement deux articles ont été trouvés :

Abuka et Al (1998)¹⁹ ont essayé d'estimer cette fonction pour le compte de la banque centrale de l'Ouganda 1990-1998, malheureusement, cette étude n'a pas connu une grande notoriété à cause des résultats qui n'étaient pas significatifs, puisque le coefficient associé au différentiel inflation courante vis-à-vis de l'inflation cible est relativement faible 0.11, quant au paramètre lié à l'écart de production, il est même négatif -1.16 ce qui n'est pas conforme à la théorie.

Tenou (2002)²⁰ dans ce travail l'auteur visait l'estimation d'une fonction de réaction pour la banque centrale des États de l'Afrique de l'ouest (BCEAO). En travaillant sur des données trimestrielles (1991-1999) et annuelles (1970-1999), avec comme variables explicatives l'output gap, le différentiel de l'inflation courante de l'union vis-à-vis de l'inflation constatée en France, ainsi que, l'écart entre le taux directeur de la BCEAO et celui de la banque centrale de l'hexagone. Les résultats obtenus par la spécification basée sur les données annuelles n'ont pas été retenus, car, ils n'étaient pas conformes à la théorie (coefficient associé à l'inflation négatif). Quant à la deuxième équation (observations trimestrielles), elle a donné des conclusions satisfaisantes, avec un coefficient accordé à la réponse de l'inflation de l'ordre de 1.25, un paramètre lié à l'output gap de 0.31, un coefficient associé à l'écart taux d'intérêt de la BCEAO vis-à-vis du taux pratiqué en France de 0.95, ainsi que le taux de lissage 0.96 qui était relativement élevé.

Durant cette section, l'objectif était d'exposer brièvement quelques articles de référence afin de connaître les techniques pour estimer une fonction de réaction et les variables introduites dans ces spécifications, mais aussi, de voir comment les chercheurs ont pu améliorer la règle initiale de Taylor.

À cet égard, la prochaine étape consistera à estimer la fonction de réaction de la banque centrale marocaine.

¹⁹ A. Abuka et W. Al (1998): « Indirect monetary policy in Uganda: The monetary authority's reaction function », Research Department of the Bank of Uganda. Décembre 1998.

²⁰ K. Tenou: « la règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BAO », note d'information et statistique, union monétaire ouest africain, n°523 mars 2002.

3-Évaluation de la politique monétaire marocaine par l'estimation d'une fonction de réaction :

3.1 Le choix des variables et de la période d'estimation :

➤ Les variables observables :

✓ *Taux interbancaire :*

Il joue un rôle capital dans ce travail car il représente la variable à expliquer de toutes les équations. Ce choix peut se justifier par les changements qu'a connus la mise en œuvre de la politique monétaire au Maroc depuis 1996, conférant au taux interbancaire un statut d'objectif opérationnel que la banque centrale s'efforce de garder à un niveau qu'elle juge optimal pour le bon déroulement de sa politique monétaire, dans ce sens, l'étude s'étale de 1996 à 2007 pour correspondre à l'ère de la libéralisation.

✓ *L'inflation courante :*

Elle représente l'aboutissement de toutes les actions entreprises par l'institut d'émission car c'est son objectif final. Ainsi, sa présence parmi les variables explicatives est une évidence.

✓ *Le PIB réel trimestriel :*

Le PIB réel présente un intérêt particulier pour cette recherche, car il permet de calculer le PIB potentiel et l'écart de production.

✓ *L'inflation de l'UE :*

Cette variable a été intégrée dans un souci d'approximation de l'effet qu'a l'inflation importée sur l'évolution des prix au Maroc.

➤ Les variables estimées ou approximées :

✓ *L'inflation cible :*

En l'absence d'un objectif d'inflation clairement définie par BAM et vu l'importance de cette variable qui doit être intégrée dans toutes les fonctions de réaction, le choix s'est fondé sur les enseignements de la littérature empirique (Smets (1998), Kozicki (1999)) qui informe que dans pareils cas, il faut prendre une cible d'inflation qui correspond à la moyenne de cette dernière durant la période d'étude, ainsi, le Maroc a connu une inflation moyenne de 1.8% de 1996 à 2007.

✓ *Le PIB potentiel et l'écart de production :*

L'estimation du PIB potentiel est un passage obligatoire pour calculer l'écart de production²¹, ainsi, dans cette étude le filtre HP²² sera utilisé pour obtenir le PIB tendanciel.

✓ *L'inflation anticipée :*

L'inflation anticipée entre dans le cadre de l'estimation d'une règle forward looking qui correspond plus à la manière de procéder d'une banque centrale. En effet, cette dernière cherche en permanence à prévoir l'inflation pour y remédier. Cependant, BAM n'a commencé à publier ses prévisions que depuis 2006, ainsi, pour résoudre ce problème l'estimation de l'inflation anticipée au Maroc se fera à travers l'application de la méthode de Svensson (1997) qui a abouti à un calcul de cette variable à partir de deux déterminants qui sont l'inflation courante et l'écart de production :

$$\pi_{t+1/t} = \pi_t + \alpha y_t \quad (2)$$

$\pi_{t+1/t}$: inflation anticipée.

π_t : inflation courante.

α : coefficient exprimant la réponse de l'écart de production.

y_t : écart de production.

3.2 Présentation des résultats

✓ *Tests de stationnarité*

Pour étudier la stationnarité²³ des variables, les tests Augmented Dicky-Fuller²⁴ (ADF) et Philips-Perron²⁵ (PP) ont été utilisés. Les conclusions du test ADF indiquent que les variables

²¹ Ecart de production = (log(PIB_t)-log(PIB_{potentiel}))*100.

²² Paramètre de lissage : 1600.

²³ Analyse des caractéristiques stochastiques des variables (espérance et variance). En effet, si ces caractéristiques se trouvent modifier dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire.

²⁴ Il s'agit de vérifier la stationnarité conformément à la stratégie séquentielle de Dicky-Fuller dans les 3 modèles suivant :

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} : \text{modèle sans constante et sans trend}$$

$$y_t = \mu_2 + \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} : \text{modèle avec constante}$$

$$y_t = \mu_3 + \beta_3 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \alpha_3 y_{t-1} + \varepsilon_{3t} : \text{modèle avec constante et trend}$$

ne présentent pas de racines unitaires, elles sont toutes intégrées d'ordre (0) sans trend, ni constante.

Ces résultats sont confirmés par le test PP car aucune variable ne présente une racine unitaire.

Ainsi, l'usage de la cointégration (Granger [1986], Johannsen [1988]) est à exclure. En conséquence, les estimations vont se faire par moindres carrés ordinaires sauf pour les équations « forward-looking ». En effet, ces spécifications incorporent l'inflation prévisionnelle, estimée par des modèles qui prennent l'écart de production comme variable à expliquer d'où le problème d'endogénéité de cette variable qui rend l'estimateur MCO biaisé et non convergent. Dans pareil cas, le recours à la méthode des moments généralisés présente une alternative de premier choix.

Conçue par Hansen (1982), cette technique se base sur l'introduction d'un ensemble de paramètres auxiliaires, ayant une relation théorique avec les variables explicatives du modèle, l'estimation de ce dernier se fait de sorte à minimiser la distance pondérée entre les valeurs théoriques et les valeurs observées.

Cependant, cette méthode pose une contrainte qui réside dans la détermination des variables théoriques, dans ce sens, la démarche proposée par Florens, Jondeau et Le Bihan (2002) est généralement retenue dans les recherches consacrées à notre problématique. Ainsi, le choix des instruments se limitera en vertu de cette référence aux retards des variables retenues dans les équations « forward-looking ».

➤ **Les critères de sélection de la meilleure fonction :**

Avant de présenter les résultats, il est nécessaire de préciser auparavant quels sont les critères qui ont servi de référence pour le choix de la meilleure régression.

En effet, une fois le modèle approuvé économétriquement (significativité des coefficients), il doit obligatoirement réussir l'examen des aprioris théoriques. Dans ce sens, le coefficient de lissage doit être impérativement compris entre 0 et 1, quant aux autres paramètres, ils doivent d'une part, prendre un signe positif et refléter la logique du fonctionnement de la politique monétaire marocaine qui privilégie la stabilité des prix. D'autre part, le coefficient de l'inflation doit être supérieur à l'unité pour respecter le « principe de Taylor²⁶ ». S'agissant du

²⁵ Le test Philips-Perron est construit à partir d'une correction non paramétrique des statistiques de Dicky-Fuller pour prendre en considération les erreurs hétéroscédastiques négligée par ces derniers.

²⁶ Sous réserve de certaines hypothèses relatives au coefficient de lissage du taux d'intérêt qui diminue le coefficient d'inflation s'il s'approche de 1.

taux d'intérêt réel d'équilibre sa valeur doit être proche de 2% pour correspondre à un objectif d'inflation de 1.8%.

✓ **La fonction de réaction statique :**

$$i = \pi + 3 + 0.006(\pi - 1.8) - 0.04y \quad (3)$$

Les résultats de l'estimation des paramètres de cette fonction de réaction inspirée directement de la règle initiale de Taylor (1993) ne donnent pas vraiment satisfaction²⁷, d'une part, les critères statistiques indiquent que les coefficients " α " et " β " ne sont pas significatifs vu les valeurs prises par les tests de t-student, ce qui s'est reflété logiquement dans le test de Fisher qui a rejeté le R^2_{aj} déjà très faible 0.004, quant au D-W il est proche de 0 annonçant certainement une autocorrélation des erreurs. D'autre part, cette règle ne respecte pas les présupposés théoriques puisque le coefficient d'inflation " α " est très faible (0.006) et la réaction de l'output gap " β " est même négative.

Ainsi, l'étape suivante visera l'estimation de la fonction de réaction dynamique afin de voir si elle présente de meilleurs résultats.

✓ **La fonction de réaction dynamique :**

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[1.4 + \pi_t + 0.3(\pi - 1.8) - 0.4(y)] \quad (4)$$

Avec : $\rho = 0.93$

L'introduction du coefficient de lissage du taux interbancaire dans cette fonction a apporté quelques améliorations²⁸, le R^2_{aj} est relativement élevé (0.91) et il n'est plus rejeté par la statistique de Fischer, les autocorrélations des erreurs ne présentent plus un souci d'après le test de D-W qui est sensiblement différent de 0, néanmoins, les coefficients ne sont pas tous significatifs.

La vérification de la validité théorique de cette fonction fait ressortir deux jugements²⁹, d'un côté, les coefficients de lissage " ρ ", de l'inflation " α " et le taux d'intérêt réel d'équilibre " r " respectent les soubassements théoriques en termes de signes et de valeurs, s'agissant de la réaction de l'output gap, le signe négatif qu'elle a prise ne respecte pas les restrictions

²⁷ Voir Annexe n°IV, tableau n°1.

²⁸ Voir Annexe n°IV, tableau n°2.

²⁹ Voir Annexe n°IV, tableau n°3.

imposées à cette règle ce qui nous pousse à abandonner cette spécification, en faveur des règles Forward-looking qui seront examinées dans l'étape suivante.

✓ **La fonction de réaction « forward looking »:**

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[1.6 + \pi_t + 0.7(\bar{\pi} - 1.8) + 0.4(y)] \quad (5)$$

Avec : $\rho = 0.93$

Cette spécification dégage incontestablement une robustesse d'un point de vue statistique³⁰, car le R^2_{adj} est très élevé (0.9), le résidu n'est pas autocorrélé, quant aux instruments choisis, ils sont acceptés par la J-statistique.

Théoriquement, les paramètres obtenus³¹ sont en parfaite harmonie avec les restrictions déjà spécifiées. En effet, le coefficient de lissage est de « 0.93 » ce qui montre que BAM applique une stratégie visant à diminuer la volatilité du taux interbancaire afin d'exprimer une volonté de stabilité. Quant aux autres paramètres, d'une part, leurs signes sont positifs ce qui n'était pas le cas durant les anciennes estimations et d'autre part, ils respectent la logique de la mise en œuvre de la politique monétaire au Maroc car l'inflation « 0.7 » semble prendre l'ascendance vis-à-vis de l'écart de production « 0.4 », et le taux d'intérêt réel d'équilibre « 1.6% » est sensiblement proche de la référence qu'on s'est fixé 2%.

Ainsi, les résultats très satisfaisants obtenus par cette règle poussent à la choisir comme fonction de réaction de l'institut d'émission marocain. Néanmoins, sur un plan pratique, elle souffre de l'absence d'un indicateur reflétant l'impact des variations des prix à l'étranger dont on ne peut pas nier l'influence sur le marché local. L'étape suivante consistera à réaménager cette équation afin de la doter d'un paramètre exprimant l'inflation importée que BAM doit gérer pour arriver à contenir l'inflation.

✓ **La fonction de réaction dynamique « forward looking » avec prise en considération de l'inflation importée :**

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[1.8 + \pi_t + 0.7(\bar{\pi} - 1.8) + 0.4(y)] + 0.2(e_t - e_{t-1}) \quad (6)$$

Avec : $\rho = 0.93$

³⁰ Voir Annexe n°IV, tableau n°4.

³¹ Voir Annexe n°IV, tableau n°5.

Les résultats obtenus³² plaident en faveur d'une robustesse incontestable du point de vue respect des critères statistiques, car le modèle est significatif ($R_{\alpha_j}^2 = 0.9$) et les instruments sont acceptées par l'estimateur MMG. Quant aux autocorrélations des résidus, elles ne présentent pas un souci d'après la valeur prise par le D-W (2.4).

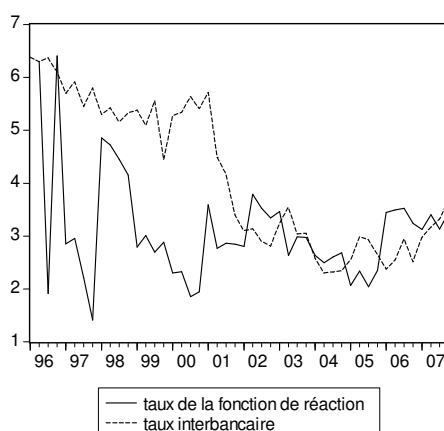
Les paramètres de la fonction de réaction forward-looking avec prise en compte de l'inflation importée³³ sont sensiblement proches des coefficients de la spécification précédente, le poids accordé à l'inflation (0.7) bien qu'il ne respecte pas le principe de Taylor³⁴ est sensiblement proche de (1), mais il démontre tout de même que l'inflation représente un objectif suprême pour BAM par rapport à l'écart de production (0.4), s'agissant du taux d'intérêt réel d'équilibre (1.8), il est plus proche dans cette équation de la référence (2%).

Quant à l'inflation importée (0.2), elle ne semble pas représenter un grand intérêt pour la banque centrale marocaine, la justification de ce constat émane de la nature des instruments dont elle dispose pour pouvoir agir sur ce phénomène, car dans un régime de change fixe, contrôlé par le ministère des finances, BAM ne possède pas les armes nécessaires et indispensables pour agir sur les fluctuations des prix des importations. La solution proviendra peut être de la substitution de ce régime par une politique de change plus flexible.

Finalement, cette spécification sera retenue pour évaluer la politique monétaire marocaine de 1996 à 2007 car elle présente les garanties d'une règle fiable et cohérente.

➤ **Interprétation et diagnostic de la politique monétaire conduite de 1996-2007 :**

Graphique n°3 : taux de la fonction de réaction et taux interbancaire.



³² Voir Annexe n°IV, tableau n°6.

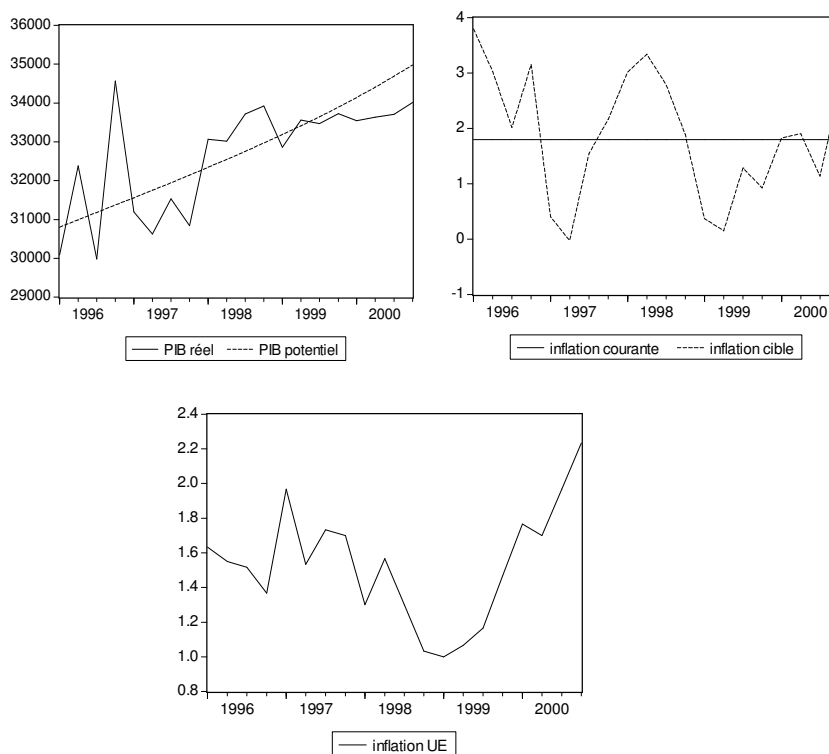
³³ Voir Annexe n°IV, tableau n°7.

³⁴ Le coefficient de l'inflation doit être supérieur à l'unité.

Le graphique présenté ci-dessus compare le taux interbancaire observé au Maroc de 1996 à 2007 avec le taux déduit de la fonction de réaction forward-looking qui a été choisis sur la base des estimations réalisées lors de la section précédente. Ainsi, l'allure de ces deux courbes montre que la mise en œuvre de la politique monétaire durant cette période a traversé deux phases : la première qui s'étale de 1996 à 2000 où elle est en total désaccord avec ce que préconise la fonction de réaction, quant à la seconde 2001 à 2007, elle fait apparaître une harmonie entre les deux taux. Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce changement de tendance. Ainsi, l'analyse qui va suivre tâchera de décortiquer le contexte national et européen qui a marqué la mise en œuvre de la politique monétaire durant les deux phases afin d'expliquer ce désaccord.

✓ **La mise en œuvre de la politique monétaire de 1996 à 2000 :**

Graphiques n°4 : contexte national et international :



La justification des taux interbancaires trop élevés que connaissait le Maroc à cette époque, pouvait émaner d'une conjoncture nationale ou internationale défavorable, poussant les autorités monétaires à hausser ce taux afin d'éviter une surchauffe économique quand le PIB potentiel dépasse le PIB réel, l'inflation courante prend le dessus sur sa cible (1.8%) où lorsque les prix en Europe atteignent des sommets. Cependant, durant ces 4 années, la conjoncture était plutôt favorable que ce soit au niveau national où le PIB réel n'a connu que

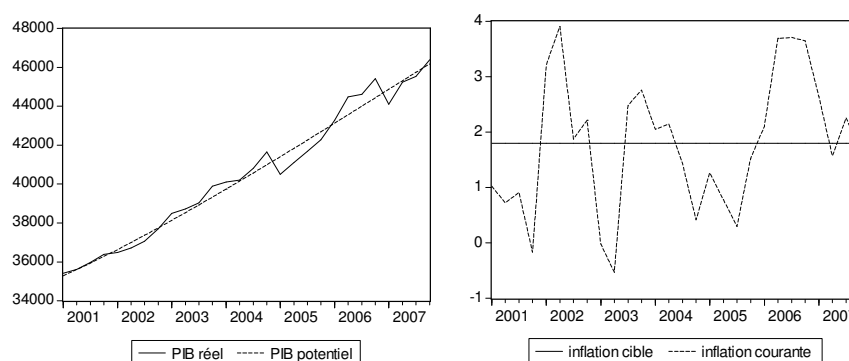
deux années de croissance exceptionnelle (1996 et 1998), mais aussi, au niveau européen car les prix dans ce continent n'ont pas vraiment connu une hausse exponentielle, ainsi, l'explication ne peut provenir que de l'analyse des événements survenus au lendemain de la libéralisation des taux et qui se résument aux points suivants :

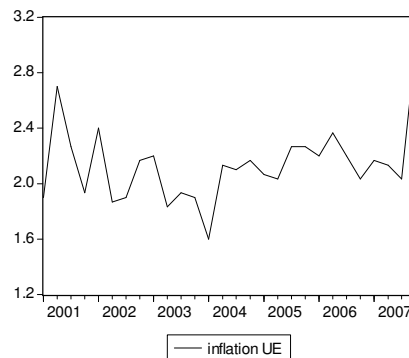
- L'entrée en vigueur du système de contrôle indirect a nécessité un temps d'adaptation à ce nouveau mode de régulation.
- Le coût des ressources était relativement élevé car en moyenne il tournait autour de 7% pour les pensions à 7 jours sur appel d'offre et à 8 % pour les pensions à 5 jours, ce qui se reflétait naturellement sur le taux interbancaire.
- La formation des taux d'intérêt ainsi que leur niveau dépendait de facteurs complexes inhérents aux structures du marché et à son niveau de développement ce qui a fait que la concurrence espérée par la libéralisation n'a pas eu lieu.
- Le rôle très restreint que joue la finance directe.

Ainsi, ces événements ont certainement joué un rôle fondamental dans ce léger dérapage qu'a connu le Maroc durant cette période, car ce taux interbancaire extrêmement élevé, ne peut pas être justifié par la volonté de contenir l'inflation qui était relativement faible et stable.

✓ **La mise en œuvre de la politique monétaire de 2001 à 2007 :**

Graphiques n°5 : contexte national et international





A l'instar de la période précédente, cette phase s'inscrit dans la continuité de l'environnement national et international relativement favorable grâce au PIB réel qui tourne autour de son potentiel, l'inflation locale et européenne qui connaissent une certaine stabilité malgré quelques dérapages passagers (2002 et 2006).

Du côté de la mise en œuvre de la politique monétaire, le taux interbancaire semble connaître un niveau acceptable par la fonction de réaction, et ce pour des raisons d'un côté propre à la politique monétaire exercée par BAM, et d'un autre côté grâce à des facteurs exogènes :

- Cette baisse du taux interbancaire reflète une chute remarquable des coûts des ressources.
- La gestion active par BAM des trésoreries des banques : elle intervient rapidement pour couvrir les besoins en monnaie centrale, et s'abstient de temps en temps d'éponger les liquidités pour permettre aux taux de baisser.
- La baisse des taux offerts sur les bons de trésors a diminué leur attractivité pour les banques offrant plus de disponibilité sur le marché.
- L'accroissement exceptionnel et continu des avoirs extérieurs grâce aux recettes touristiques, aux transferts des marocains résidents à l'étranger, et aux privatisations de Maroc télécom et de la régie tabac.
- Le développement remarquable de la finance direct au cours de ces années.

Ainsi, ces événements ont fait que le marché a connu une abondance de liquidité qui s'est reflétée incontestablement sur le niveau du taux interbancaire. Toutefois, ils ont compliqué la tâche de la banque centrale qui devait faire constamment des efforts par le biais des instruments de réglage fin, mais aussi en agissant par la réserve obligatoire à plusieurs reprises afin de renverser une situation « hors banque » difficilement maîtrisable vers un climat « en banque ».

Conclusion

L'objectif assigné à ce travail est l'estimation d'une fonction de réaction pour la banque centrale marocaine afin de voir si elle explique le comportement de cette institution durant la période 1996-2007 où elle a connu d'importantes réformes.

Les résultats de cette démarche ont révélé d'une part, que Bank Al Maghreb respecte ses priorités en s'occupant principalement de la stabilité des prix, d'autre part, que sa politique a connu deux phases, la première où elle ne correspondait pas aux instructions de cette règle à cause des perturbations qu'ont connu les marchés monétaires et financiers marocains au lendemain de la libéralisation, et une seconde phase qui fait figure d'un comportement plutôt conforme aux enseignements de la fonction grâce à l'efficacité des actions entreprises par BAM appuyées par quelques facteurs exogènes qui ont servi d'allié.

Toutefois, au delà de ces conclusions, les limites dont souffre la construction des règles ouvrent certainement un vaste champ de recherche portant sur la diversification des méthodes de calcul de l'inflation anticipée et de la production potentielle. Néanmoins, elles rendent les paramètres ainsi que les résultats très sensibles aux techniques d'estimation, augmentant de la sorte le risque d'induire en erreur les autorités monétaires.

Dans ce sens, n'est-il pas logique de pencher en faveur d'une conduite qui réalise un équilibre entre les deux principes ? C'est-à-dire, intégrer dans les matrices décisionnelles des banques centrales les règles afin d'avoir des indications claires pour mener une politique monétaire crédible et transparente, tout en se basant sur le bon sens des praticiens pour combler les lacunes et défaillances des règles de conduite, après tout, le proverbe ne dit-il pas « il n'y a pas de règle sans exception ».

Bibliographies

A, Abuka. (1998). Indirect monetary policy in Uganda: The monetary authority's reaction function», Research Department of the Bank of Uganda.

A, Verdelhan. (1999). Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », Bulletin de la Banque de France n° 6. Banque de France.

Bank Al Maghrib. (1996-2007). Rapport annuel.

C, Bordes. (2007). La politique monétaire. Éditions la découverte, Paris.

C, Florens., E, Jondeau., H, Le Bihan. (2001). Assessing GMM estimates of the federal reserve reaction function. Notes d'études et de recherche, Direction des études économiques et de la recherche. Banque de France.

C, St-Arnaud. (2004). Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel pour le Royaume-Uni, Document de travail 2004-46, Banque du Canada.

D, Gerdesmeier., B, Roffia. (2003). Empirical estimates of reaction functions for the euro area, ECB, Working paper n°232.

D, Mayes. (2001). Monetary Policy Rule in Practice: Evidence from New Zealand", Discussion paper, Research Department, Central Bank of Finland.

F, Montagné. (2005). Les indicateurs de la politique monétaire, Diagnostics prévisions et analyses économique n° 75.

F, Zied. (2007). Règle de Taylor dans le cadre du Ciblage d'inflation : Cas de la Nouvelle Zélande, Laboratoire du CNRS.

H, Sahuc. (2002). Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse », Revue d'Économie Politique, vol 112.

J, Faust. (2001). An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n°705.

J-P, Judd., G-D, Rudebusch. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997 », FRBSF Economic Review, n°3.

J-S, Mésonnier., J-P, Renne. (2004). Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro ». Notes d'études et de recherche, Direction des études économiques et de la recherche. Banque de France.

J, Taylor. (1993). Discretion versus policy rules in practice, Carnegie-Rochester conference series on public policy.

K, Tenou. (2002). La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCAA », Note d'information et statistique, union monétaire ouest africain, n°523.

M, Guitián. (1994). Règle stricte ou politique discrétionnaire : les politiques monétaires dans une optique nationale et internationale », Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences Washington, Fonds monétaire international.

P, Surico. (2003). How does the ECB target inflation? », ECB, Working Papers N° 229.

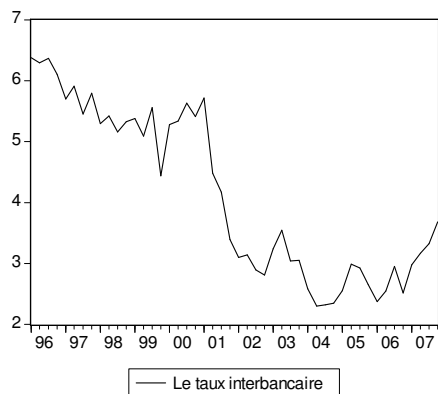
S, Gerlach., G. Schnabel. (1999). The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU area » Working Papers, No 73.

R, Barro., D, Gordon. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. National bureau of economic research, Working Paper n° 1079.

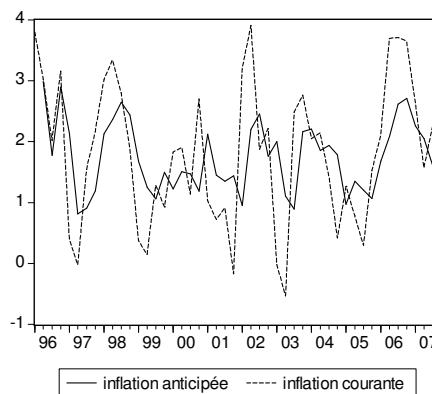
R, Clarida., J, Galí., M, Gertler. (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence », European Economic Review n° 42.

Annexes I : Evolution des variables utilisées

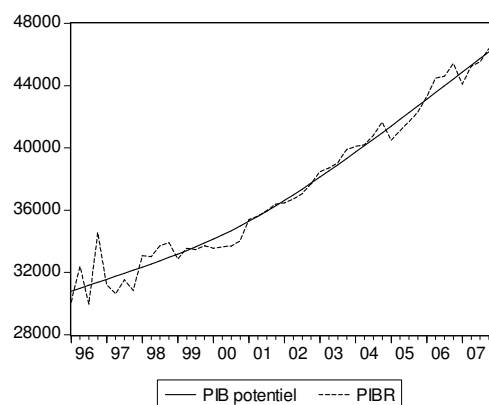
Evolution du taux interbancaire



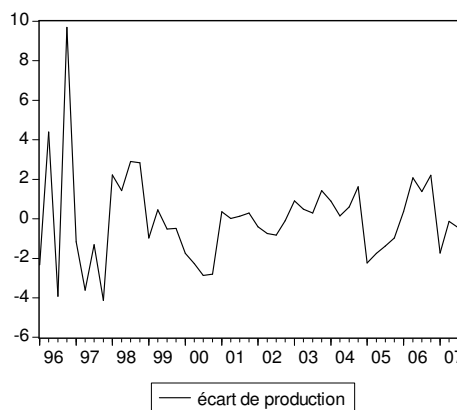
Inflation anticipée et inflation courante



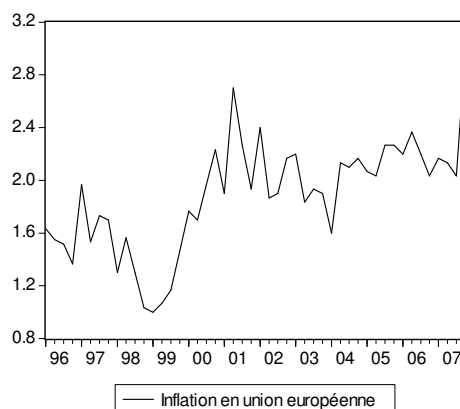
PIB potentiel (HP) et PIB réel



Ecart de production



Evolution de l'inflation en union européenne



Annexes II : Cadre méthodologique

➤ Estimation de la fonction de réaction classique :

$$i = \pi + r + 0.5y + 0.5 (\pi - \pi^*)$$

L'estimation de cette règle nécessite la réécriture suivante pour estimer les paramètres :

$$i_t = \alpha_0 + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y) + \epsilon$$

i_t : le taux interbancaire.

α_0 : une constante avec $\alpha_0 = r - \alpha\pi_t$ avec (r) taux d'intérêt réel d'équilibre calculé à partir de la fonction de réaction que nous allons comparer avec le taux de croissance du PIB potentiel.

α : le coefficient accordé à l'écart entre l'inflation courante par rapport à sa cible.

π_t : l'inflation courante.

π^* : l'inflation cible.

β : le coefficient exprimant la réponse de l'écart de production.

y : l'écart de production.

➤ Estimation de la fonction de réaction dynamique.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[r + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y)] + \epsilon$$

Pour estimer cette équation, on peut la réécrire sous la forme suivante :

$$i_t = c_1 * i_{t-1} + c_2(\pi_t - \pi^*) + c_3(y) + c_4$$

Avec :

$$\alpha = \frac{c_2}{c_1 - 1}$$

$$\beta = \frac{c_3}{c_1 - 1}$$

$$r = \frac{c_4}{c_1 - 1} - \pi^*$$

i_t : le taux interbancaire.

ρ : le coefficient de lissage c'est-à-dire le taux interbancaire retardé d'une période i_{t-1} il doit être compris entre 0 et 1.

α : le coefficient accordé à l'écart entre l'inflation courante et l'inflation cible.

π_t : l'inflation courante.

π^* : l'inflation cible.

β : le coefficient exprimant la réponse de l'écart de production.

y : l'écart de production.

r : le taux d'intérêt réel d'équilibre.

➤ **Estimation de la fonction de réaction dynamique « forward looking »:**

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [r + \pi_t + \alpha(\bar{\pi} - \pi^*) + \beta(y)] + \epsilon$$

A l'instar de la règle dynamique, la spécification forward looking doit être réécrite pour arriver à estimer les coefficients α et β économétriquement :

$$i_t = c_1 * i_{t-1} + c_2(\bar{\pi} - \pi^*) + c_3(y) + c_4$$

Avec :

$$\alpha = \frac{c_2}{c_1 - 1}$$

$$\beta = \frac{c_3}{c_1 - 1}$$

$$r = \frac{c_4}{c_1 - 1} - \pi^*$$

i_t : le taux interbancaire.

ρ : le coefficient de lissage il doit être compris entre 0 et 1.

$\bar{\pi}$: l'inflation anticipée (voir méthode d'estimation dans la section consacrée à la présentation des données utilisées).

α : le coefficient accordé à l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation cible.

π^* : l'inflation cible.

β : le coefficient exprimant la réponse de l'écart de production.

y : l'écart de production.

r : le taux d'intérêt réel d'équilibre.

➤ **Estimation de la fonction de réaction dynamique « forward looking » avec prise en considération de l'inflation importée :**

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[r + \pi_t + \alpha(\bar{\pi} - \pi^*) + \beta(y - y^*)] + \gamma(\bar{\pi} - \pi_{UE}) + \epsilon$$

Avec :

$$i_t = c_1 * i_{t-1} + c_2(\bar{\pi} - \pi^*) + c_3(y) + c_4(\gamma) + c_5 \quad \text{« équation n°4 »}$$

$$\alpha = \frac{c_2}{c_1 - 1}$$

$$\beta = \frac{c_3}{c_1 - 1}$$

$$\gamma = \frac{c_4}{c_1 - 1}$$

$$r = \frac{c_5}{c_1 - 1} - \pi^*$$

i_t : le taux interbancaire.

ρ : le coefficient de lissage il doit être compris entre 0 et 1.

α : le coefficient accordé à l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation cible.

$\bar{\pi}$: l'inflation anticipée.

π^* : l'inflation cible.

β : le coefficient exprimant la réponse de l'écart de production.

y : l'écart de production.

γ : le coefficient accordé au différentiel entre l'inflation anticipée entre le Maroc et l'inflation observée dans l'UE.

π_{UE} : l'inflation observée dans l'union européenne.

r : le taux d'intérêt réel d'équilibre.

Annexes II : Résultats des tests de stationnarité

Tableau n°1 : Augmented Dicky-Fuller (ADF) :

Variables	retards	niveau		1 ^{ère} différence		ordres d'intégration
		Valeurs calculées	Valeurs tabulées	Valeurs calculées	Valeurs tabulées	
Taux interbancaire (i)	0	1.86	1.94	-	-	I(0)
Inflation courante (π_t)	4	2.61	2.93	-	-	I(0) +c
Inflation anticipée (π_t^e)	3	-7.01	-1.94	-	-	I(0)
Inflation UE (π_{UE})	2	-2.85	-1.94	-	-	I(0)
Écart de production (y_t)	0	-15.03	-2.61	-	-	I(0)

Rejet de l'hypothèse nul de racine unitaire à 5%.

Tableau n°2 : Philips-Perron (PP).

Variable	retard	niveau		1 ^{ère} différence		ordre d'intégration
		Valeur calculée	Valeur tabulée	Valeur calculée	Valeur tabulée	
Taux interbancaire (i)	4	-1.98	-1.94	-	-	I(0)
Inflation courante (π_t)	3	-4.27	-3.50	-	-	I(0) +t+c
Inflation anticipée (π_t^e)	3	-4.41	-3.51	-	-	I(0) +t+c
Inflation UE (π_{UE})	5	-3.83	-3.50	-	-	I(0) +t+c
Écart de production (y_t)	1	-7.54	-3.50	-	-	I(0) +t+c

Rejet de l'hypothèse nul de racine unitaire à 5%.

Annexes IV : Résultats des estimations

✓ La fonction de réaction traditionnelle :

Tableau n°1 : Estimation réalisée par les MCO :

	Paramètres							
	α	t	β	t	r	R^2_{aj}	F	D-w
équation n°1	0.006	0.03	-0.04	-0.43	3%	0.004	0.09	0.08

✓ La fonction de réaction dynamique :

Tableau n°2 : Estimation réalisée par les MCO :

	Paramètres										
	ϕ_1	t	ϕ_2	t	ϕ_3	t	ϕ_4	t	R^2_{aj}	F	D-W
équation n°2	0.93	22	0.02	0.5	-0.03	-1.45	0.22	1.18	0.91	160	2.46

Tableau n°3 : Paramètres de la fonction de réaction dynamique :

paramètre	valeur
ρ	0.93
α	0.3
β	-0.4
r	1.4

✓ La fonction de réaction dynamique «forward looking»:

Tableau n°4 : estimation réalisée par MMG : les instruments sont le retard du taux interbancaire, inflation anticipée, écart de production (1-4).

	Paramètres										
	ρ_1	t	ρ_2	t	ρ_3	t	ρ_4	t	R^2_{adj}	D-W	J
équation n°3	0.93	25	0.05	0.8	0.03	0.7	0.24	0.12	0.9	2.4	1.65E31

Tableau n°5 : Paramètres de la fonction de réaction« forward looking ».

paramètre	valeur
ρ	0.93
α	0.7
β	0.4
r	1.6

✓ La fonction de réaction dynamique «forward looking » avec prise en considération de l'inflation importée :

Tableau n°6: estimation réalisée par MMG : les instruments sont le retard du taux interbancaire, inflation anticipée, écart de production (1-4).

	Paramètres											
	ρ_1	t	ρ_2	t	ρ_3	t	ρ_4	t	ρ_5	t	R^2_{adj}	DW
équation n°4	0.93	22	0.05	0.24	0.03	0.31	0.02	0.14	0.25	1.36	0.9	2.4
												3.16E30

Tableau n°7 : Paramètres de la fonction de réaction« forward looking » avec inflation importée.

paramètre	valeur
ρ	0.93
α	0.7
β	0.4
γ	0.2
r	1.8